

CHOCS ASYMETRIQUES ET PERSISTANCE DU CHOMAGE: WALLONIE ET FLANDRE COMPAREES

par

Henri Sneessens et Fatemeh Shadman-Mehta*

14^{ième} Congrès des économistes belges de langue française
novembre 2000

Résumé

L'objectif de cette étude est de contribuer à une meilleure compréhension des phénomènes responsables de la hausse et de la persistance du chômage, en particulier le contraste Wallonie-Flandre. Ce travail prolonge des travaux antérieurs en intégrant simultanément dans l'analyse la dimension spatiale et le niveau de qualification. On peut de cette façon examiner les conséquences de chocs asymétriques (régions/qualifications) sur les taux de chômage et d'emplois vacants d'équilibre. L'analyse fait apparaître en Wallonie un accroissement continu des disparités de situation entre régions et niveaux de qualification qui peut s'expliquer par le déclin des vieilles industries et le développement des technologies nouvelles. Les disparités ainsi créées sont d'autant plus importantes que les coûts du travail s'adaptent peu; elles semblent également avoir été amplifiées par la faiblesse de l'investissement en capital physique et en capital humain.

* Henri Sneessens est professeur à l'Université catholique de Louvain (IRES) et à l'Université catholique de Lille. Fatemeh Shadman-Mehta est chercheur à l'IRES et chargé de cours invité, Université catholique de Louvain. Nous remercions Y.Saks pour son aide dans la constitution de la banque de données. Ce travail s'inscrit dans le cadre de diverses recherches menées à l'IRES depuis quelques années avec le soutien financier du SSTC et du PAI IV.

1. Introduction

La majorité des pays et régions de l'Union européenne ont subi durant les années 70-80 une forte augmentation du chômage. Les taux de chômage sont depuis restés à des niveaux anormalement élevés, en particulier pour les jeunes et les moins qualifiés. Cette évolution fut accompagnée de 1975 à 1985 d'une considérable détérioration de la relation entre taux de chômage et taux d'emplois vacants (relation connue sous le nom de *courbe de Beveridge*): les taux d'emplois vacants restent stables alors que les taux de chômage sont de plus en plus élevés, ce qui suggère l'existence de problèmes structurels.

La Wallonie ne fait pas exception à la règle (cfr panneau gauche de la figure 1). Le problème du chômage y connaît au contraire une acuité particulière. La Wallonie fait partie de ces quelques régions dont la situation relative n'a cessé de se dégrader, alors que d'une façon générale les disparités régionales au sein de l'Union européenne semblent avoir peu augmenté au cours des vingt dernières années (cfr EC (1999, partie I, section 4)). Le contraste avec l'évolution observée en Flandre après 1984 est particulièrement frappant. Contrairement à la Wallonie, la reprise économique de la seconde moitié des années 80 s'accompagne en Flandre d'une nette réduction du taux de chômage et d'une amélioration de la relation chômage-emplois vacants (la baisse continue du chômage n'engendre pas une hausse continue des tensions sur le marché du travail; cfr panneau droit de la figure 1). De semblables contrastes se retrouvent à l'intérieur de la Wallonie, par exemple entre région de Charleroi et région d'Arlon.

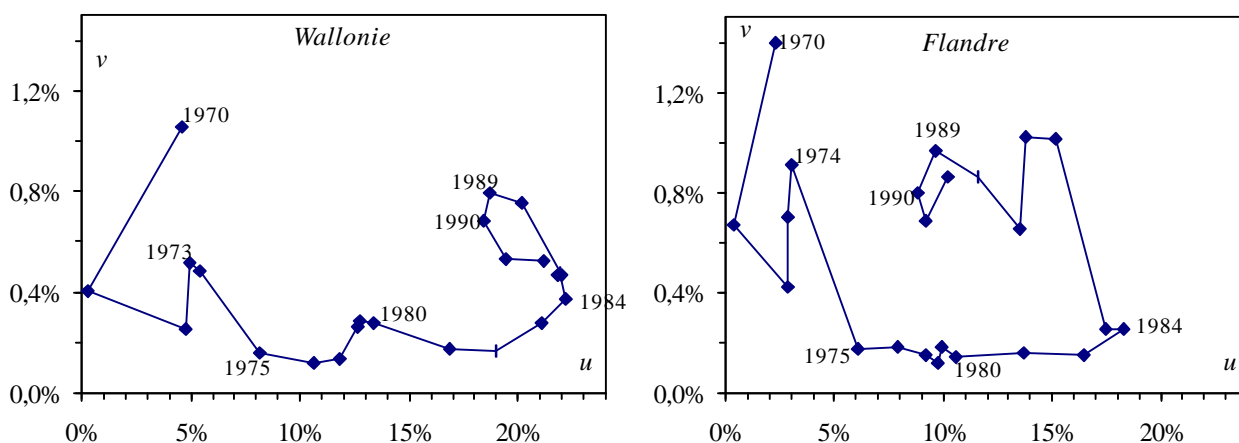


Figure 1: Relation observée entre taux d'emplois vacants v et taux de chômage u en Wallonie (panneau gauche) et Flandre (panneau droit)

L'objectif de cette étude est de contribuer à une meilleure compréhension des phénomènes en cause, en particulier une meilleure compréhension des facteurs susceptibles d'avoir provoqué la détérioration observée de la relation emplois vacants - chômage, et le contraste Wallonie-Flandre. Ce travail prolonge des travaux antérieurs¹ en intégrant simultanément dans l'analyse la dimension spatiale et le niveau de qualification. On peut de cette façon examiner les conséquences de chocs asymétriques sur les taux de chômage et d'emplois vacants d'équilibre. Le cadre théorique utilisé est explicité en section 2. Son application à l'analyse des données belges, en particulier la comparaison Wallonie-Flandre, est développée en section 3.

2. Cadre théorique

Le cadre théorique utilisé doit permettre d'analyser et mieux comprendre les mécanismes responsables des disparités géographiques, ainsi que leurs implications macroéconomiques. Vu l'importance du chômage parmi les travailleurs moins qualifiés, on développera une approche qui permette de prendre en compte simultanément l'effet des disparités géographiques et des disparités entre niveaux de qualification, ainsi que leurs interactions, en termes de taux de chômage d'équilibre.

Etudier la relation entre taux d'emplois vacants et taux de chômage implique qu'on prenne en compte l'existence de frictions sur le marché du travail. Deux approches sont possibles. L'une utilise des fonctions d'appariement pour représenter les processus de recherche d'emploi et analyser les déterminants des flux d'embauches et de licenciement. C'est l'approche inspirée de Phelps et al. (1970) et adoptée en particulier par Pissarides (1990). A l'équilibre stationnaire, la fonction d'appariement implique une relation inverse entre taux de chômage et taux d'emplois vacants, et donc l'existence d'une courbe de Beveridge. L'autre approche, inspirée de Hansen (1970) et développée en particulier par Lambert (1988), met l'accent sur la segmentation du marché du travail et la disparité de situations (offres, demandes, niveaux d'emploi observés) entre « micro-marchés ». La courbe de Beveridge est obtenue directement par agrégation sur des « micro-marchés ». Elle peut être généralisée pour prendre en compte les disparités entre régions

¹ Cfr Van der Linden (1997, chap. 1.5), CREW-IRES (1998, chap. 7), Sneessens et al. (1999).

et niveaux de qualification (cfr Sneessens et al. (1998)). Cette approche peut être combinée avec des modèles de négociation salariale relativement généraux, en particulier pour tenir compte des interactions entre formation des salaires des travailleurs plus et moins qualifiés dans un contexte où la détermination des salaires est largement centralisée. On peut dans ce contexte définir le taux de chômage d'équilibre de la même manière que Layard et al. (1991) et examiner l'impact au niveau global des disparités entre divers segments du marché du travail.

Puisque notre analyse est centrée sur la courbe de Beveridge et les déterminants en longue période de l'évolution des stocks d'emploi et de chômage, nous adopterons cette deuxième approche, en distinguant deux axes de segmentation sur le marché du travail, la situation géographique et le niveau de qualification.

2.1 L'entreprise et son micro-marché

Soit l'entreprise i dans la région k . On simplifiera la notation en omettant dans cette section les indices i et k . La contrainte technologique de l'entreprise est représentée par une fonction de production à trois facteurs avec rendements d'échelle constants. Pour faciliter l'exposé, on supposera une fonction de production de type Cobb-Douglas², soit:

$$(1) \quad y = \mathbf{g} (N^h)^{\mathbf{a}^h} (N^\ell)^{\mathbf{a}^\ell} K^{\mathbf{b}} \mathbf{e}, \quad \text{avec} \quad \mathbf{a}^h + \mathbf{a}^\ell + \mathbf{b} = 1.$$

N^h et N^ℓ représentent l'emploi des plus et moins qualifiés respectivement; K représente le stock de capital; \mathbf{e} est un choc de productivité spécifique à l'entreprise. La valeur du paramètre \mathbf{g} mesure l'évolution du progrès technique neutre. Un progrès technique biaisé et favorable aux plus qualifiés se traduit par une augmentation de la valeur du paramètre \mathbf{a}^h , pour $\mathbf{a} \equiv \mathbf{a}^h + \mathbf{a}^\ell = 1 - \mathbf{b}$ inchangé.

La minimisation des coûts détermine l'emploi relatif optimal. L'emploi relatif des moins qualifiés diminue lorsque leur coût relatif w^ℓ / w^h augmente plus vite que leur productivité relative

² Cette formulation peut être aisément généralisée au cas d'une CES. La fonction de production Cobb-Douglas ne semble pas rejetée par les données. Cfr Manacorda-Petrongolo (1999).

$\mathbf{a}^\ell / \mathbf{a}^h$. Si l'on représente par $\bar{\mathbf{w}}$ l'évolution du rapport coût/productivité relatifs, l'évolution de l'emploi relatif optimal s'écrira simplement:

$$(2) \quad \frac{N^\ell}{N^h} = \left(\frac{1}{\bar{\mathbf{w}}} \right)^{\mathbf{s}}, \quad \text{avec} \quad \bar{\mathbf{w}} \equiv \frac{w^\ell / w^h}{\mathbf{a}^\ell / \mathbf{a}^h}.$$

Dans le cas d'une Cobb-Douglas, l'élasticité de substitution \mathbf{s} est égale à l'unité. La demande de main-d'oeuvre qualifiée D^h est ensuite obtenue par maximisation du profit. En utilisant (2), on obtient:

$$(3) \quad D^h = \left(\mathbf{w}^h \right)^{-h_1} \left(\bar{\mathbf{w}} \right)^{-h_2} K, \quad \text{avec} \quad \mathbf{w}^h \equiv \frac{w^h}{g \mathbf{a}^h}, \quad h_1 \equiv 1/\mathbf{b} \text{ et } h_2 \equiv \mathbf{a}^\ell / \mathbf{b} < h_1.$$

La demande de main-d'oeuvre est fonction du coût (absolu et relatif) de la main-d'oeuvre qualifiée et du stock de capital. L'évolution de celui-ci est influencée par le coût d'usage du capital et les débouchés attendus par l'entreprise³.

L'emploi effectivement observé est fonction de la disponibilité en main-d'oeuvre sur le « micro-marché » que constitue l'entreprise. On supposera l'offre de main-d'oeuvre peu qualifiée à ce point pléthorique qu'aucune demande pour ce type de main-d'oeuvre ne restera insatisfaite. En revanche, l'existence de « frictions » pourra provoquer localement et ponctuellement un déficit en main-d'oeuvre qualifiée. L'emploi qualifié au niveau de l'entreprise est alors déterminé par le minimum de l'offre et de la demande. On écrira plus formellement, pour chaque entreprise i de la région k (pour simplifier les indices sont omis):

$$(4) \quad N^h = \text{Min} \left(D^h, L^h \right) \quad \text{et} \quad N^\ell = \left(\frac{1}{\bar{\mathbf{w}}} \right)^{\mathbf{s}} N^h.$$

³ Avec des rendements d'échelle constants, la taille optimale de l'entreprise individuelle n'est pas définie si n'entre pas en ligne de compte un effet "débouchés attendus".

2.2 Emploi et courbe de Beveridge au niveau régional

EMPLOI ET CHOMAGE DES QUALIFIES

L'emploi total dans la région k est obtenu par agrégation sur les entreprises. Si la distribution des demandes et offres locales est de type log-normale, l'emploi qualifié total dans la région k peut être représenté par une fonction de type CES de la demande et de l'offre moyennes, D_k^h et L_k^h respectivement. Plus précisément (cfr Lambert (1988)):

$$(5) \quad N_k^h = \sum_i N_{ki}^h \equiv \left\{ (D_k^h)^{-r} + (L_k^h)^{-r} \right\}^{-\frac{1}{r}}, \quad \text{avec} \quad 0 \leq r \leq \infty.$$

La valeur de $1/r$ mesure l'importance des frictions. En normalisant par l'offre de travail, on obtient:

$$(6) \quad n_k^h = \left\{ (d_k^h)^{-r} + 1 \right\}^{-\frac{1}{r}} \Leftrightarrow \left\{ (1 - v_k^h)^{-r} + (1 - u_k^h)^{-r} \right\}^{-\frac{1}{r}} = 1$$

où n est égal à 1 moins le taux de chômage ($n_k^h \equiv 1 - u_k^h$). Le rapport n/d est égal à 1 moins le taux d'emplois vacants ($n_k^h / d_k^h \equiv 1 - v_k^h$). On peut vérifier que l'équation (6) peut s'écrire alternativement comme une relation négative entre taux de chômage et taux d'emplois vacants, illustrée par la courbe à pente négative de la figure 2. Cette relation définit la courbe de Beveridge pour le marché du travail qualifié de la région k . Elle nous indique que même s'il y avait sur ce marché régional égalité entre demande et offre d'emploi ($d_k^h \equiv 1$), il subsisterait à cause des frictions un taux de chômage et d'emplois vacants positif mesuré par:

$$FURE \equiv 1 - 2^{-1/r}.$$

Ce « taux de chômage frictionnel à l'égalité » (« frictional unemployment rate at equality », *FURE*) est d'autant plus élevé que la valeur du paramètre de frictions $1/r$ est élevée. Une valeur de r comprise entre 50 et 100 semble réaliste. Pour $r = 100$ (resp. 50), le taux de chômage

frictionnel est égal à 0.69% (resp. 1.38%), à comparer aux taux observés en 1970, 0.40% en Courtraisis, 1.6% en Brabant wallon.

Compte tenu de la description des comportements individuels de demande (cfr équation (3)), la demande régionale de main-d'oeuvre qualifiée, normalisée par l'offre, pourra s'écrire sous la forme:

$$(7) \quad d_k^h = e^{h_0} (w^h)^{-h_1} (\bar{w})^{-h_2} k_k, \quad \text{avec } h_2 < h_1.$$

Les variables w^h et \bar{w} ont été définies en (2) et (3). On supposera les salaires w^h et w^ℓ déterminés par négociations centralisées, en fonction de l'évolution du progrès technique et de l'emploi observée sur l'ensemble des régions (cfr infra). Le terme k_k introduit des effets régionaux spécifiques, soit via les débouchés (« taux de change réel » de la région) et le stock de capital, soit via des évolutions technologiques spécifiques à la région; h_0 est un effet macroéconomique commun à toutes les régions.

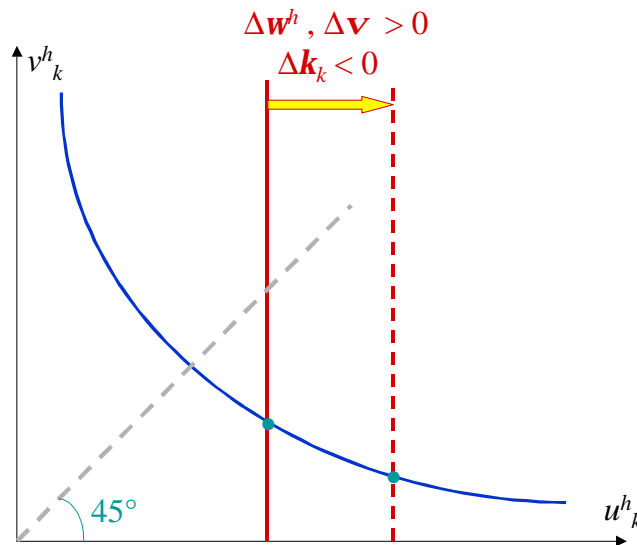


Figure 2: Courbe de Beveridge et taux de chômage d'équilibre au niveau régional

Pour h_0, w^h, \bar{w} et k_k donnés, les équations (6) et (7) déterminent conjointement le taux de chômage qualifié d'équilibre dans la région k (cfr figure 2). Ce taux de chômage d'équilibre peut

varier de région à région, en fonction de la valeur de \mathbf{k}_k . Il est une fonction positive de \mathbf{w}^h et $\bar{\mathbf{w}}$, négative de \mathbf{h}_0 et \mathbf{k}_k :

$$(8) \quad u_k^h = \mathcal{U}_k^h(\underset{-}{\mathbf{h}_0}, \underset{+}{\mathbf{w}^h}, \underset{+}{\bar{\mathbf{w}}}, \underset{-}{\mathbf{k}_k}) .$$

TAUX DE CHOMAGE REGIONAL D'EQUILIBRE

Soit \mathbf{I}_k la proportion de travailleurs qualifiés dans l'offre de travail totale de la région k , de sorte que $n_k = \mathbf{I}_k n_k^h + (1-\mathbf{I}_k) n_k^\ell$. Compte tenu de (2), l'emploi total dans la région k ainsi défini peut être exprimé comme une fonction de l'emploi qualifié. Plus précisément, sous l'hypothèse d'une fonction de production Cobb-Douglas:

$$(9) \quad n_k = \mathbf{m}_k n_k^h, \quad \text{avec} \quad \mathbf{m}_k \equiv \frac{1+\bar{\mathbf{w}}}{\mathbf{w}} \mathbf{I}_k .$$

\mathbf{m}_k diminue lorsque le coût relatif de la main-d'oeuvre peu qualifiée croît plus vite que sa productivité relative ($\Delta \bar{\mathbf{w}} > 0$), ou lorsque l'offre relative de main-d'oeuvre qualifiée diminue ($\Delta \mathbf{I}_k < 0$). Puisque $n_k \equiv 1 - u_k$, on obtient en termes de taux de chômage d'équilibre, compte tenu de (8):

$$(10) \quad u_k = \mathcal{U}_k(\underset{-}{\mathbf{h}_0}, \underset{+}{\mathbf{w}^h}, \underset{+}{\bar{\mathbf{w}}}, \underset{-}{\mathbf{k}_k}, \underset{-}{\mathbf{m}_k}) .$$

Le taux de chômage d'équilibre d'une région est donc affecté par des chocs d'origine macroéconomique ($\Delta \mathbf{h}_0, \Delta \mathbf{w}^h, \Delta \bar{\mathbf{w}}$) ou par des chocs spécifiques à la région ($\Delta \mathbf{k}_k, \Delta \mathbf{I}_k$).

2.3 Emploi et courbe de Beveridge au niveau macroéconomique

EMPLOI DES QUALIFIES ET COURBE DE BEVERIDGE

L'emploi qualifié global est calculé par la somme sur toutes les régions. Exprimé en pourcentage de la population active, on a: $n^h = \sum_k \mathbf{p}_k n_k^h$, où \mathbf{p}_k représente la part de la région k dans la population active qualifiée totale. On obtient l'emploi qualifié au niveau macroéconomique en

combinant cette définition aux équations (6) et (7). Le résultat peut être approximé par l'équation suivante⁴:

$$(11) \quad n^h \cong e^{h_0} \left(\mathbf{w}^h \right)^{-h_1} \left(\bar{\mathbf{w}} \right)^{-h_2}.$$

La courbe de Beveridge agrégée pour la main-d'oeuvre qualifiée est obtenue en calculant la somme pondérée des courbes de Beveridge régionales⁵. A partir de l'équation (6) réécrite en termes de taux d'emplois vacants et de taux de chômage (respectivement v^h et u^h), on obtient la relation négative suivante pour la main-d'oeuvre qualifiée au niveau macroéconomique :

$$(12) \quad \left\{ (\mathbf{x}_v)^r (1-v^h)^r + (\mathbf{x}_u)^r (1-u^h)^r \right\}^{-\frac{1}{r}} = 1 \quad \text{avec} \quad \xi_v \equiv \left\{ \sum_k \mathbf{p}_k \left[\frac{1-v_k^h}{1-v^h} \right]^r \right\}^{1/r},$$

$$\xi_u \equiv \left\{ \sum_k \mathbf{p}_k \left[\frac{1-u_k^h}{1-u^h} \right]^r \right\}^{1/r}.$$

Les variables ξ_v et ξ_u mesurent l'importance des disparités régionales en termes d'emplois vacants et de chômage respectivement. Lorsque toutes les régions ont le même taux de chômage d'équilibre ($\mathbf{k}_k \equiv 1, \forall k$; cfr équation (8) et figure 2), les courbes de Beveridge régionales et macroéconomique coïncident ($\xi_v \equiv \xi_u \equiv 1$). Des disparités accrues entre régions (dispersion accrue des valeurs de \mathbf{k}_k) déplacent la courbe de Beveridge agrégée (modifient la relation observée entre v^h et u^h) sans modifier les courbes de Beveridge régionales. Le déplacement de la courbe de Beveridge provoqué par les disparités régionales peut être mesuré par l'évolution de la valeur du taux de chômage des qualifiés u^h le long de la diagonale, c'est-à-dire dans le cas particulier où

⁴ L'expression exacte inclut (de façon multiplicative) le terme supplémentaire $\sum_k \mathbf{p}_k \mathbf{k}_k \left[1 + (d_k^h) \right]^r$. Pour des valeurs réalistes des paramètres et du taux de chômage ($d_k^h \leq 0.98$ et $r \geq 50$), le dernier terme à droite reste toujours supérieur à 0.9938, de sorte que la valeur de la somme est approximativement constante et égale à $\sum_k \mathbf{p}_k \mathbf{k}_k \equiv 1$. On négligera donc ce terme dont le rôle, dans la détermination des taux de chômage d'équilibre, reste mineur.

⁵ La procédure utilisée suit Layard et al. (1991, p326), bien qu'avec une forme analytique différente de la courbe de Beveridge initial. Sur l'importance du choix de la spécification de la courbe de Beveridge, voir Annexe B.

$v^h = u^h$ (cfr figure 3). On obtient ainsi l'indicateur de disparités régionales (« regional mismatch ») suivant⁶:

$$(13) \quad RMM = \left\{ \frac{(\mathbf{x}_v)^r + (\mathbf{x}_u)^r}{2} \right\}^{1/r} - 1 ,$$

dont la valeur est fonction de l'importance des chocs asymétriques régionaux \mathbf{k}_k .

FORMATION DES SALAIRES

La description du processus de formation des salaires est un élément clé dans l'analyse des causes du chômage. Dans le contexte qui est le nôtre, deux aspects vont jouer un rôle particulièrement important: le niveau auquel sont organisées les négociations (degré de centralisation) et la détermination de la hiérarchie des salaires (effets « d'envie » ou de report; « wage-wage spiral »).

Les négociations salariales sont en Belgique largement centralisées. Les accords conclus entre partenaires sociaux au niveau centralisé n'excluent bien sûr pas la possibilité d'adaptations aux situations locales, mais celles-ci semblent a priori jouer un rôle mineur. Par ailleurs, la hiérarchie des salaires entre travailleurs plus et moins qualifiés paraît extraordinairement stable, en Belgique comme dans nombre de pays européens. On adoptera donc ici deux hypothèses qui bien que caricaturales n'en sont pas moins représentatives de la réalité:

(H.I) les salaires sont déterminés par négociation centralisée au niveau macroéconomique;

(H.II) les salaires des moins qualifiés s'ajustent aux variations des salaires des plus qualifiés de façon à stabiliser leur valeur relative.

⁶ Le long de la diagonale (lorsque $v^h = u^h$), le taux de chômage est déterminé par $1 - u^h = \{(\mathbf{x}_v)^r + (\mathbf{x}_u)^r\}^{-1/r}$. L'écart par rapport au taux qui serait observé en l'absence de disparités régionales est déterminé par $RMM = [2^{-1/r}]/[1 - u^h] - 1$, qui donne l'expression (11). Parce que la courbe de Beveridge (6) est fortement convexe, le rôle de \mathbf{x}_v devient rapidement négligeable dès que les combinaisons observées de chômage et emplois vacants se situent sous la diagonale. RMM est alors essentiellement une mesure de la dispersion des taux d'emplois relatifs. Toutes choses égales par ailleurs, la mesure de la dispersion augmente avec la valeur de r ($r > 1$ renforce l'impact des taux relatifs supérieurs à l'unité). Pour une comparaison avec l'écart-type des taux d'emplois ou des taux de chômage relatifs, voir Annexe B.

Ces deux hypothèses présentent l'avantage de simplifier considérablement le développement de l'analyse et de concentrer l'attention sur les caractéristiques les plus marquantes. On reviendra par la suite sur le rôle que peut jouer une différenciation des salaires, soit au niveau des régions, soit au niveau des qualifications.

On résumera plus formellement les résultats des négociations salariales de la façon suivante. Le salaire réel des travailleurs qualifiés est fonction de facteurs (« push factors ») tels que pouvoir de négociation, indemnités de chômage, etc..., résumés par le paramètre q_0 ; il est indexé sur la productivité moyenne de la main-d'oeuvre qualifiée et est fonction des tensions sur le marché du travail qualifié:

$$(14) \quad w^h = e^{q_0} (g a^h) \left(\frac{1-u^h}{1-v^h} \right)^{q_1}, \quad \text{qui implique:} \quad \bar{w}^h = e^{q_0} \left(\frac{1-u^h}{1-v^h} \right)^{q_1}$$

(voir définition de \bar{w}^h , équation (3)). Le salaire des moins qualifiés est fonction de « push factors » résumés par le paramètre w_0 et est indexé sur le salaire des qualifiés:

$$(15) \quad w^\ell = e^{w_0} w^h, \quad \text{qui implique:} \quad \bar{w} = e^{w_0} \frac{a^h}{a^\ell}$$

(voir définition de \bar{w} , équation (2)). Un accroissement exogène du salaire relatif des moins qualifiés ou un progrès technologique asymétrique favorable aux plus qualifiés ont tous deux le même effet, celui d'accroître la valeur de \bar{w} .

TAUX DE CHOMAGE MACROECONOMIQUE D'EQUILIBRE

Taux de chômage des qualifiés

Les relations (11), (14) et (15) définissent ensemble une relation positive entre taux de chômage et taux d'emplois vacants des travailleurs qualifiés. On obtient en les combinant:

$$(16) \quad (1-v^h) = e^{\frac{q_0}{q_1} - \frac{h_0}{h_1 q_1}} (\bar{w})^{\frac{h_2}{h_1 q_1}} (1-u^h)^{1 + \frac{1}{h_1 q_1}}$$

Cette relation reflète les comportements de formation des prix et des salaires, traditionnellement appelée courbe *WPS* (wage-price setting).

En combinant cette relation et la relation courbe de Beveridge (12) (qui définit une relation négative entre v^h et u^h), on obtient le taux de chômage d'équilibre pour les travailleurs qualifiés, ce qu'on peut résumer comme suit:

$$(17) \quad u^h = \mathcal{U}^h(\underset{-}{h_0}, \underset{+}{q_0}, \underset{+}{\bar{w}}, \underset{+}{RMM}) .$$

Taux de chômage agrégé

Les équations (12), (16) et (17) utilisées pour déterminer le taux de chômage d'équilibre des qualifiés peuvent aisément être réécrites en termes de taux de chômage et de taux d'emplois vacants agrégés (u et v respectivement) en utilisant le lien entre emploi qualifié et emploi total impliqué par l'équation (2)⁷.

La courbe de Beveridge s'écrit alors:

$$(18) \quad \left\{ (\mathbf{x}_v)^r (1 - \mathbf{m})^r + (\mathbf{x})^r (1 - \mathbf{m})^r (1 - u)^r \right\}^{-\frac{1}{r}} = 1 \quad \text{avec} \quad \mathbf{m} \equiv \frac{1 + \bar{w}}{\bar{w}} \mathbf{l}.$$

Cette relation nous indique que même s'il y avait égalité au niveau macroéconomique entre offre et demande de travail, il subsisterait un taux de chômage et d'emplois vacants positif dû aux effets combinés des frictions, des disparités entre régions et niveaux de qualification. Ce « taux de chômage structurel à l'égalité » (« structural unemployment rate at equality », *SURE*) correspond à celui obtenu le long de la diagonale dans l'espace v - u (lorsque le nombre d'emplois vacants est égal au nombre de travailleurs à la recherche d'un emploi). Sa valeur est déterminée par:

$$(19) \quad SURE = 1 - \left\{ (\mathbf{x}_v)^r + (\mathbf{x})^r (1 / \mathbf{m}) \right\}^{-1/r}.$$

⁷ $u = \mathbf{m}(1 - v^h) + \mathbf{m} [(1 + \bar{w}) / \bar{w}] ; \mathbf{l}$
dans la population active totale. Pour le taux d'emplois vacants: $(1 - v) / n = n / d = (1 - v)$.

La composante purement frictionnelle est obtenue pour $\mathbf{x}_v = \mathbf{x}_u = \mathbf{m} = 1$. La composante régionale (« regional mismatch ») est mesurée par (11) et la composante de qualification (« skill mismatch ») par⁸:

$$(20) \quad SMM = \left\{ \frac{1 + (1/\mathbf{m})^r}{2} \right\}^{1/r} - 1.$$

Pour $1/\mathbf{m}$ et r suffisamment grands ($1/\mathbf{m} \gg 1$, $r > 50$), $SMM \cong (1/\mathbf{m}) - 1 \cong u - u^h$. Lorsque le coût relatif de la main-d'oeuvre peu qualifiée croît plus vite que sa productivité relative ($\Delta \bar{\mathbf{w}} > 0$) ou lorsque l'offre relative de main-d'oeuvre qualifiée diminue ($\Delta \mathbf{l} < 0$), la valeur de $1/\mathbf{m}$ augmente et la courbe de Beveridge agrégée se déplace vers la droite dans l'espace $v-u$ (voir figure 3).

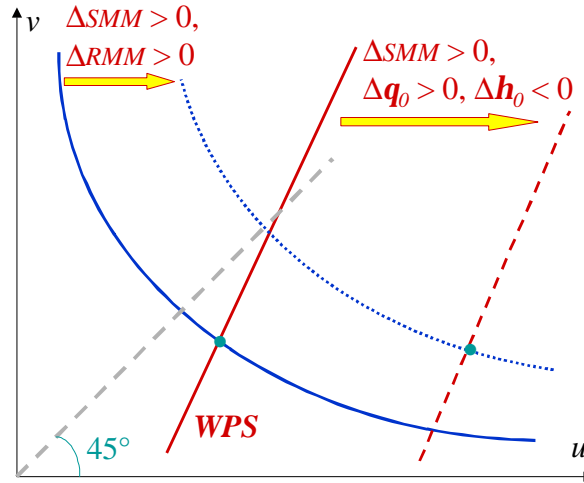


Figure 3: Courbe de Beveridge, courbe WPS et taux de chômage d'équilibre au niveau agrégé

L'équation (16) décrivant le lien positif entre taux de chômage et taux d'emplois vacants impliqué par les comportements de formation des prix et des salaires (courbe WPS) devient en termes agrégés:

⁸ La contribution au taux de chômage structurel *SURE* des disparités entre niveaux de qualification est mesurée par référence à la valeur du *SURE* qu'on obtiendrait lorsque $\mathbf{m} = 1$, c'est-à-dire:

$$SMM = [\{(\mathbf{x}_v)^r + (\mathbf{x}_u)^r (1 + \mathbf{m})^r\}^{1/r} / \{(\mathbf{x}_v)^r + (\mathbf{x}_u)^r\}^{1/r}] - 1 = [\{r_v + (1 - r_v)(1 + \mathbf{m})^r\}^{1/r}] - 1,$$

où $r_v \equiv (\mathbf{x}_v)^r / [(\mathbf{x}_v)^r + (\mathbf{x}_u)^r] < 1$. L'impact de la pondération r_v devient négligeable lorsque $1/\mathbf{m}$ est supérieur à 1 et r suffisamment grand ($r \geq 50$). En posant $r_v \equiv 1/2$ (qu'on obtiendrait en l'absence de disparités régionales), on obtient l'expression (20).

$$(21) \quad (1-v) = e^{\frac{q_0}{q_1} - \frac{h_0}{h_1 q_1}} \left(\bar{w} \right)^{\frac{h_2}{h_1 q_1}} (1/m)^{1 + \frac{1}{h_1 q_1}} (1-u)^{1 + \frac{1}{h_1 q_1}}.$$

Dans l'espace $v-u$ (voir figure 3), la droite symbolisant cette relation se déplace vers la droite suite à des chocs négatifs sur la demande de travail qualifié ($\Delta h_0 < 0$), à des chocs salariaux (Δq_0 ou Δw_0 positifs) ou suite à une inadéquation croissante entre offre et demande de qualification ($\Delta SMM > 0$). L'intersection de cette relation avec la courbe de Beveridge agrégée détermine le taux de chômage d'équilibre, qu'on peut exprimer plus formellement de la façon suivante:

$$(22) \quad u = \mathcal{U}(\underset{-}{h_0}, \underset{+}{q_0}, \underset{+}{\bar{w}}, \underset{+}{RMM}, \underset{+}{SMM}) \quad \text{où} \quad \bar{w} = e^{w_0} (a_h / a_\ell).$$

Le taux de chômage agrégé d'équilibre est affecté par des chocs d'offre ou de demande (Δq_0 , Δh_0) qui affectent toutes les catégories de travailleurs (régions et qualifications) de façon symétrique, ou par des chocs spécifiques aux régions (ΔRMM) ou qualifications ($\Delta \bar{w}$, ΔI). Plus précisément:

- (i) une réduction globale de la demande de travail ($\Delta h_0 < 0$) ou une augmentation du coût de la main-d'oeuvre qualifiée supérieure à sa productivité moyenne ($\Delta q_0 > 0$) diminue dans les mêmes proportions l'emploi des travailleurs plus et moins qualifiés, et provoque une hausse généralisée des taux de chômage dans toutes les régions;
- (ii) un progrès technique biaisé ($\Delta(a^h/a^\ell) > 0$) ou un accroissement des exigences salariales ($\Delta w_0 > 0$) tels que le coût relatif des travailleurs moins qualifiés augmente plus vite que leur productivité relative (c'est-à-dire $\Delta \bar{w} > 0$) provoque dans toutes les régions une réduction de l'emploi des deux types de main-d'oeuvre; l'effet sur l'emploi des moins qualifiés est néanmoins nettement plus important ($\Delta SMM > 0$);

- (iii) à demande globale et salaires inchangés, une dispersion plus grande entre régions (dispersion plus forte des k_k) provoque une hausse du taux de chômage moyen, tant pour les travailleurs qualifiés que les peu qualifiés ($\Delta RMM > 0$);
- (iv) ceteris paribus, une augmentation de la proportion de travailleurs qualifiés ($\Delta I > 0$) permet un accroissement généralisé de l'emploi, ainsi qu'une réduction du taux de chômage agrégé via sa composante moins qualifiée ($\Delta SMM < 0$).

Les chocs effectivement observés peuvent bien sûr être une combinaison des cas polaires envisagés ci-dessus. Un choc peut par exemple affecter toutes les régions simultanément, mais de façon différenciée ($\Delta h_o < 0$ combiné à $\Delta k_k \geq 0$ et $\Delta RMM > 0$), par exemple parce que les régions ont des structures industrielles différentes.

Soulignons enfin que l'effet d'un progrès technique biaisé dépend crucialement du mode de détermination des salaires. Les spécifications retenues ici (cfr équations (14)-(15)) impliquent qu'un progrès technique biaisé augmente le taux de chômage des moins qualifiés *et* celui des plus qualifiés, ce dernier de façon moins prononcée (cfr point (iii) ci-dessus). Il suffirait de changer (15) de la façon suivante:

$$(15') \quad w^\ell = e^{w_0} (g a^\ell)^{w_1},$$

pour obtenir des résultats passablement différents: avec $w_1 = 1$, le progrès technique biaisé n'a aucun effet sur le chômage; avec $w_1 = 0$, il augmente le chômage des moins qualifiés mais réduit celui des plus qualifiés, et accroît la dispersion des salaires⁹.

3. Analyse empirique

L'objectif est d'utiliser le cadre théorique de la section 2 pour interpréter l'évolution observée des taux de chômage par régions et niveaux de qualification, et sur cette base proposer une interprétation de la différence observée entre Flandre et Wallonie. La période considérée va de

⁹ L'affirmation selon laquelle le biais technologique ne saurait expliquer les évolutions observées parce qu'on aurait dû observer une baisse du taux de chômage des plus qualifiés est donc fausse. Pour plus de détails sur ces aspects, cfr Sneessens (2000).

1963 à 1992. Les « régions » sont définies par le ou les arrondissements couverts par les différents bureaux régionaux de l'ONEM (9 en Wallonie, 16 en Flandre). La définition des niveaux de qualification est basée sur le niveau de scolarité; la catégorie des moins qualifiés regroupe les travailleurs ayant au mieux un diplôme de l'enseignement secondaire inférieur. La construction des variables utilisées et les sources statistiques utilisées sont précisées en annexe A.

Implications du modèle

La figure 4 compare l'évolution du taux de chômage moyen observé en Wallonie et en Flandre à la valeur calculée du « taux de chômage structurel à l'égalité » (*SURE*). Cette figure suggère les commentaires suivants:

- de 1963 à 1970, Wallonie et Flandre ont des taux de chômage observés et structurels assez semblables, légèrement supérieur en Wallonie ($SURE_W=1.67\%$, $SURE_F=1.05\%$); l'écart entre taux de chômage observé et taux structurel est quasi identique: environ 2 points de pourcentage (en termes de la figure 3, cet écart correspond à la position le long de la courbe de Beveridge agrégée, sous la diagonale, déterminée par la courbe *WPS*);
- de 1971 à 1983-84, taux de chômage observés et structurels augmentent de façon continue dans les deux régions; la hausse est sensiblement la même des deux côtes de la frontière linguistique, un peu plus élevée en Wallonie: $\Delta u \cong 16.65$ points, $\Delta SURE \cong 6.65$ points; la figure 4 suggère également que, hors effet conjoncturel transitoire, la hausse du taux de chômage moyen est due pour moitié au déplacement de la courbe de Beveridge agrégée, pour moitié au glissement le long de celle-ci engendré par un déplacement de la relation *WPS*;

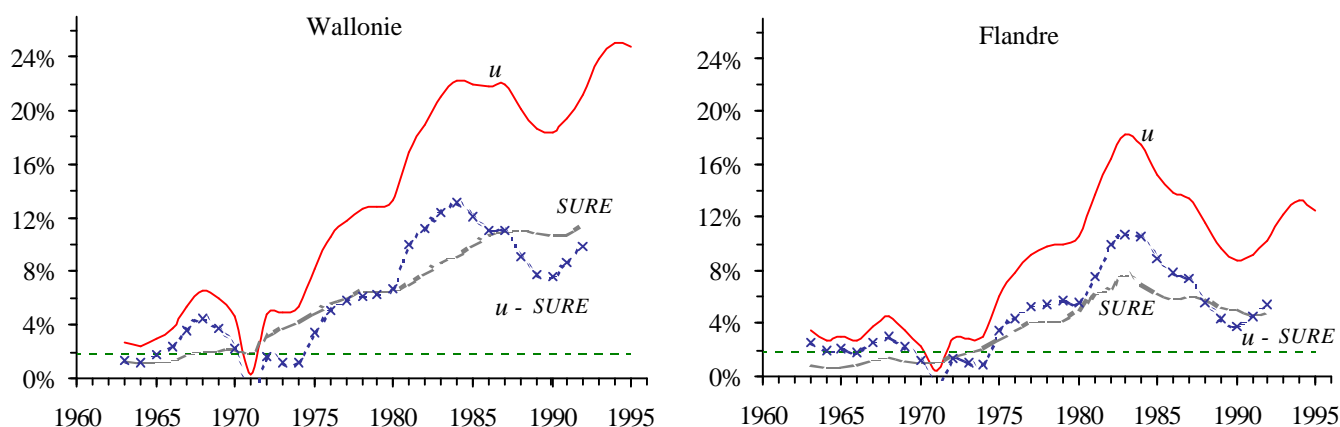


Figure 4: Taux de chômage observé et taux de chômage structurel (en % de la population assurée contre le chômage), Wallonie et Flandre, 1963-1992

- de 1984 à 1992, les évolutions deviennent totalement différentes: décline en Flandre ($\Delta SURE_F = - 2.9$ points), persistance et même légère aggravation du chômage en Wallonie ($\Delta SURE_W = + 2.4$ points).

L'estimation des indicateurs *RMM* et *SMM* reproduite à la figure 5 permet de préciser les causes des variations du taux de chômage structurel décrites à la figure 4. L'indicateur *SMM* est obtenu par interpolation à partir des données de recensement (voir Annexe A). Cette figure suggère les commentaires suivants:

- Wallonie et Flandre connaissent tous deux une hausse significative et durable des problèmes d'inadéquation entre qualifications offertes et demandées; la hausse est toutefois bien plus forte en Wallonie ($SMM_{1991} = 5.5\%$ en Wallonie, 2.7% en Flandre);
- les disparités régionales, très faibles durant les années 60, augmentent de façon significative de 1970 à 1983, et légèrement plus en Flandre qu'en Wallonie ($RMM_{1984} = 3.3\%$ en Wallonie, 4.4% en Flandre); après 1983, les disparités régionales s'amenuisent considérablement en Flandre (la valeur de *RMM* en 1992 est inférieure à celle de 1975), mais continuent d'augmenter en Wallonie jusqu'en 1987 ($RMM_{1987} = 5.3\%$ en Wallonie).

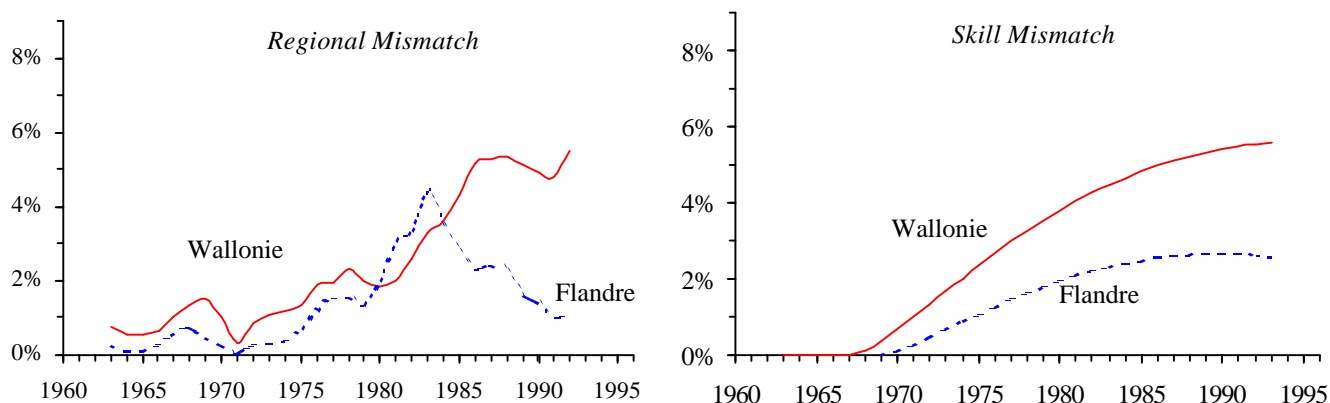


Figure 5: Indicateurs de l'impact des disparités entre régions (« regional mismatch » *RMM*) et entre niveaux de qualifications (« skill mismatch » *SMM*)

En résumé, la crise des années 73-83 affecte toutes les régions, mais d'inégale façon; elle touche aussi plus fortement les travailleurs les moins qualifiés. Un tel schéma correspond à celui de la figure 3 (déplacement simultané de la courbe de Beveridge et de la courbe *WPS*). La reprise de la seconde moitié des années 80 s'accompagne en Flandre d'une stabilisation des problèmes de qualifications et d'une résorption quasi totale des disparités entre régions, alors que disparités entre régions et qualifications continuent d'augmenter en Wallonie. Le type d'évolution retracé par les indicateurs *RMM* et *SMM* correspond aux évolutions observées, telles qu'elles apparaissaient dans la figure 1.

Désindustrialisation et ajustement régional

Reste à comprendre les raisons de cette différence entre Wallonie et Flandre. Le scénario le plus plausible semble le suivant. Au-delà de ses aspects purement conjoncturels aggravés par deux chocs pétroliers et les politiques de désinflation, la crise qui commence en 1973 coïncide avec l'émergence de deux évolutions irréversibles: le déclin des zones de vieille industrialisation et le développement des technologies nouvelles. Ces deux évolutions ont probablement en commun un effet négatif sur la demande de main-d'œuvre moins qualifiée (cfr par exemple Goux-Maurin (1998) pour l'effet de la désindustrialisation, Machin-Van Reenen (1998) pour l'effet des technologies nouvelles). En 1973, les zones de vieille industrialisation sont particulièrement concentrées en certaines régions de Wallonie. Les deux effets, désindustrialisation et technologies nouvelles, s'y conjuguent pour provoquer une hausse forte et durable des disparités entre régions

et qualifications. En Flandre, une fois passé l'effet des chocs pétroliers et politiques de désinflation qui semblent avoir affecté différemment les différentes régions, subsiste un problème de qualification dont l'ampleur reste toutefois modérée, de l'ordre de 2-3%.

Ce scénario met en avant le rôle de la structure industrielle initiale et souligne combien les aspects macroéconomiques, sectoriels et géographiques sont interdépendants. Les aspects dynamiques des processus d'ajustement régional suite à des chocs asymétriques restent à analyser. Même si le choc de la désindustrialisation a frappé plus fortement et plus spécifiquement certaines régions de Wallonie, et même si un tel choc a par nature des effets durables, les raisons pour lesquelles il a provoqué des problèmes structurels croissants (*RMM* et *SMM* continuent d'augmenter jusqu'en 1992) et un enlèvement dans le chômage restent peu comprises. On se bornera ici à mentionner quelques éléments d'une telle analyse.

- (i) Le premier mécanisme d'ajustement susceptible de compenser les effets d'un choc asymétrique passe par les coûts relatifs de la main-d'oeuvre (différenciation entre régions et qualifications). Le mode de formation des salaires en Belgique ne favorise pas ce type d'ajustement (cfr hypothèses H.I et H.II).
- (ii) Le second mécanisme d'ajustement passe par l'investissement en capital physique et en capital humain. L'un et l'autre ont fait défaut en Wallonie. Les années 80-90 ont été marquées par la faiblesse des dépenses en biens d'investissement (cfr CREW-IRES (1998)). La figure 6 illustre la faiblesse de l'investissement en capital humain. Le panneau gauche de la figure retrace l'évolution de la proportion de travailleurs qualifiés dans la population active totale. De 1971 à 1991, l'écart entre Wallonie et Flandre va croissant. Le panneau droit montre le lien entre taux de chômage et proportion de travailleurs qualifiés dans la population active observé en 1991 sur l'ensemble des provinces. La figure suggère une relation négative. C'est en Hainaut, où le taux de chômage est le plus élevé, que la proportion de qualifiés est la plus faible. Il faut souligner que l'évolution de la proportion de qualifiés est probablement elle-même fonction du chômage: le Luxembourg comme les Flandres améliorent leur position, alors que celle du Hainaut et de Liège se détériore. En d'autres termes, l'évolution des stocks de capital physique et humain semble avoir contribué à accroître les disparités plutôt qu'à les réduire.

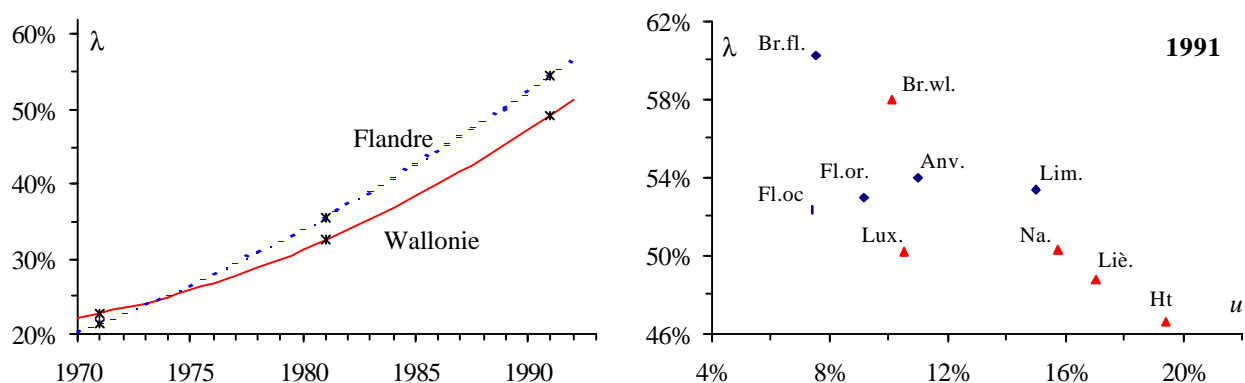


Figure 6: Evolution de la proportion de travailleurs qualifiés dans la population active au cours du temps (panneau gauche) et en coupe instantanée (1991; panneau droit)

- (iii) La mobilité de la main-d'œuvre permet d'atténuer les différences de taux de chômage entre régions. Ce mécanisme d'ajustement apparaît important aux Etats-Unis, beaucoup moins en Europe. La figure 7, panneau gauche, fait néanmoins apparaître à l'échelle des provinces belges une relation négative entre taux de chômage et évolution de la population active résidente corrigée pour les flux de navetteurs (population active résidente + flux net entrant), ce qui suggère l'existence d'une certaine mobilité à long terme. La population active corrigée décroît à Liège et en Hainaut, probablement au bénéfice des autres provinces. Cette mobilité, dans la mesure où elle concernerait principalement les plus qualifiés, pourrait contribuer à expliquer la mauvaise performance relative de ces deux provinces en termes d'évolution de la proportion de travailleurs qualifiés.
- (iv) La figure 7, panneau droit, montre également l'existence d'un lien négatif entre taux de chômage et taux de participation (effet de découragement, prépensions, etc...).

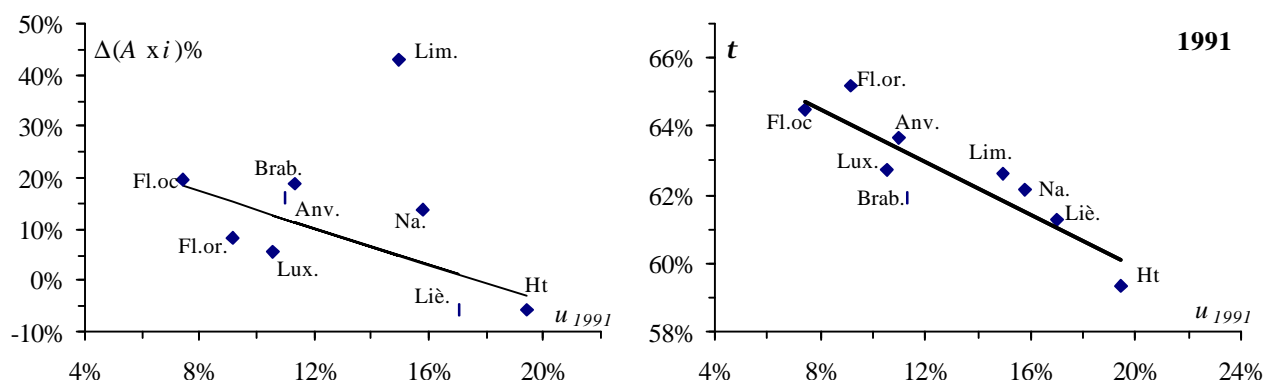


Figure 7: Mobilité (panneau gauche) et taux de participation (panneau droit) en fonction du taux de chômage en 1991.

4. Conclusions

L'analyse présentée ne permet pas de « prouver » que tel facteur ou tel autre soit responsable de l'évolution observée du chômage, en particulier du contraste Wallonie-Flandre. A défaut de preuve, le cadre théorique utilisé offre une grille de lecture et permet de proposer une interprétation cohérente et plausible des faits observés. Sa particularité est la prise en compte explicite et simultanée des dimensions spatiale et de qualification, lesquelles recoupent en partie la dimension sectorielle. On a souligné dans ce contexte l'importance d'une représentation appropriée des frictions (courbe de Beveridge) et du mode de formation des salaires.

L'analyse fait apparaître en Wallonie un accroissement continu des disparités de situation entre régions et niveaux de qualification qui peut s'expliquer par le déclin des vieilles industries et le développement des technologies nouvelles. Les disparités ainsi créées sont d'autant plus importantes que les coûts du travail s'adaptent peu; elles semblent également avoir été amplifiées par la faiblesse de l'investissement en capital physique et en capital humain.

Le cadre d'analyse utilisé a l'avantage par rapport aux modélisations plus traditionnelles d'offrir une meilleure prise en compte des interactions entre aspects macroéconomiques, géographiques et sectoriels. Il reste à enrichir pour intégrer de façon plus complète les aspects dynamiques (mobilité, investissement en capital physique et humain) liés à l'ajustement régional et, dans ce contexte, fournir un meilleur outil d'évaluation des politiques économiques.

Annexe A Définitions et sources statistiques

- population active: population assurée contre le chômage, base INAMI, personnel des services publics et de l'enseignement exclus; source: ONEM, à partir de localisation géographique des individus;
- chômage : nombre chômeurs complets indemnisés, ventilés selon le niveau de formation; source: ONEM;
- taux de chômage : nombre chômeurs complets indemnisés rapporté à population assurée contre chômage; taux de chômage en juin, bulletins mensuels de l'ONEM
- emploi par région et qualification: recensements de 1971, 1981 et 1991; enquêtes sur la force de travail à partir de 1989.
- emplois vacants: nombre en suspens à la fin du mois de juin, bureaux régionaux de l'ONEM.
- mobilité géographique de la main d'œuvre et taux de participation: recensements des années 1961, 1970, 1981 et 1991, INS.

Le croisement des informations par région et niveau de qualification n'est disponible en base annuelle que depuis 1989, dans le cadre des enquêtes sur la force de travail. Les recensements de 1971, 1981 et 1991 constituent la seule source d'information alternative. Les valeurs de l'indicateur *SMM* obtenues à partir des enquêtes sur la force de travail sont reproduites sur la figure A.1 en traits discontinus clairs. La valeur de l'indicateur (essentiellement la différence entre taux de chômage des qualifiés et taux de chômage moyen) est manifestement influencée par la conjoncture (les variations conjoncturelles du taux de chômage semblent nettement moins prononcées pour les travailleurs qualifiés), avec un biais à la hausse d'environ 25%. Les valeurs calculées à partir des résultats des recensements sont indiquées par des étoiles. Les disparités entre niveaux de qualification sont faibles en 1971, et connaissent une hausse prononcée par la suite. Les valeurs obtenues à partir du recensement de 1991 corroborent les valeurs obtenues à partir des enquêtes sur la force de travail. Les valeurs de 1981 sont probablement surévaluées par la récession observée cette année-là. Par la suite, nous utiliserons comme valeurs de *SMM* celles obtenues par ajustement d'une fonction quadratique sur les valeurs du recensement, après correction de la valeur de 1981 pour l'effet conjoncturel. Les valeurs de *SMM* antérieures à 1969-70 sont supposées égales à zéro.

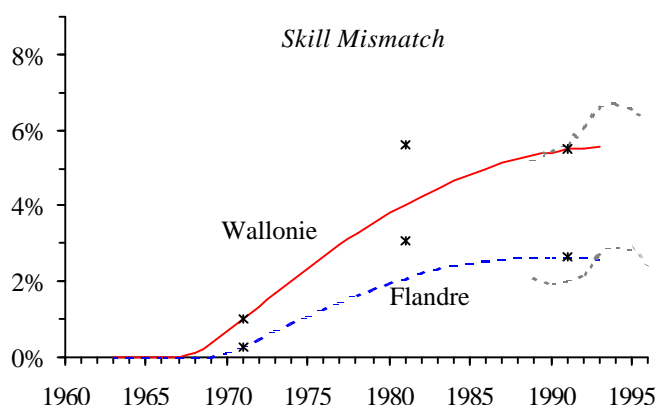


Figure A.1: Construction de l'indicateur de « skill mismatch »

Annexe B Indicateurs de disparités régionales

L'indice de disparités régionales utilisé est basé sur une spécification de la courbe de Beveridge de type CES sur les taux d'emplois (cfr équation (6)). Parce que cette courbe est fortement convexe, le rôle des emplois vacants dans la mesure des disparités (l'effet de x_v dans RMM) devient rapidement négligeable dès que les combinaisons observées de chômage et emplois vacants se situent sous la diagonale. RMM est alors essentiellement une mesure de la dispersion des taux d'emplois relatifs. Toutes choses égales par ailleurs, la mesure de la dispersion augmente avec la valeur de r ($r > 1$ renforce l'impact des taux relatifs supérieurs à l'unité).

La figure B.1 permet de comparer l'indice RMM aux mesures alternatives que constituent l'écart-type du taux d'emploi ($\equiv 1-u$) ou des taux de chômage relatifs (u_k/u). On voit que l'indice RMM donne une information semblable à celle de l'écart-type du taux d'emploi, mais totalement différente de l'écart-type des taux de chômage relatifs. Cette dernière mesure est obtenue en postulant une courbe de Beveridge de type Cobb-Douglas sur les taux de chômage. Les différences observées soulignent l'importance de la spécification retenue pour représenter la courbe de Beveridge.

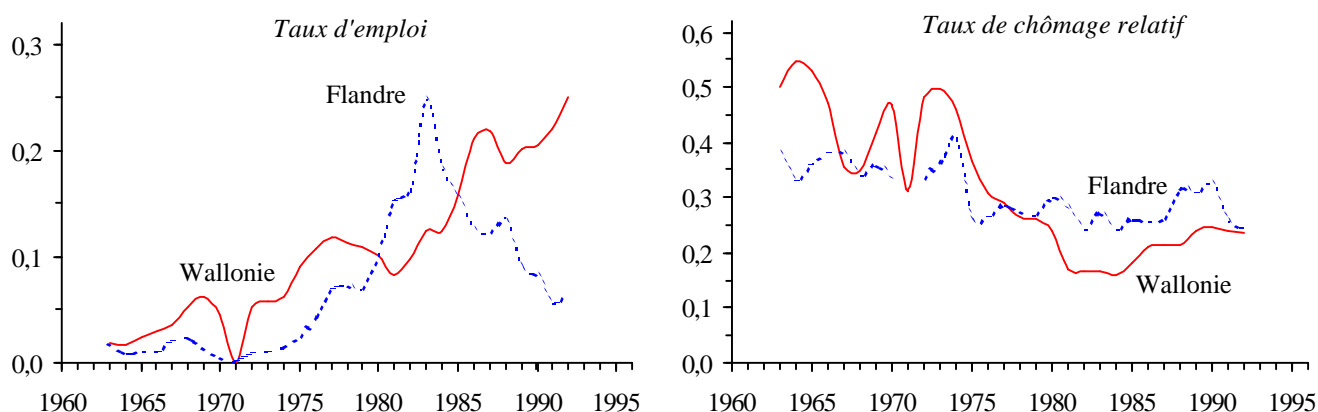


Figure B.1 Deux mesures alternatives de l'importance des disparités entre régions: l'écart-type des taux d'emploi et l'écart-type des taux de chômage relatifs

Références

- CREW-IRES (1998) *Recherche relative aux facteurs explicatifs de l'évolution de l'emploi en Wallonie et de la divergence inter-régionale pour la période 1974-1995*, rapport final d'une recherche effectuée pour le Ministère de l'Emploi de la région Wallonne, juin 1998; synthèse in *Wallonie*, 58 (1999) 53-69.
- EC (1999) *Employment in Europe 1999*, Report of the European Commission, Bruxelles.
- Goux, D., et E. Maurin (1998) « The Decline in the Demand for Unskilled Labor: An Empirical Analysis Method and its Application to France », CREST Working Paper 9853, INSEE, Paris.
- Hansen B. (1970) « Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages », *Quarterly Journal of Economics*, 84:1-23.
- Lambert, J.-P. *Disequilibrium Macroeconomic Models*, Cambridge University Press, Cambridge, 1988.
- Layard, R., S. Nickell et R. Jackman (1991) *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford: Oxford University Press.
- Manacorda, M., et B. Petrongolo (1999) « Skill Mismatch and Unemployment in OECD countries », *Economica*, 66:181-207.
- Machin, S., et J. Van Reenen (1998) « Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries », *Quarterly Journal of Economics*, 113:1215-1244.
- Pissarides C.A. (1990) *Equilibrium Unemployment Theory*, Oxford: Basil Blackwell.
- Phelps E.S. et al. (1970) *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York: Norton.
- Sneessens H. (2000) « Technological Bias and Unemployment: A Macroeconomic Perspective », IRES DP 9924, Université Catholique de Louvain, forthcoming in N. Greenan, Y. L'Horty, J. Mairesse (eds) *The puzzling relations of the computer and the economy*, MIT Press.
- Sneessens, H., R.Fonseca et B.Maillard (1998) « Structural Adjustment and Unemployment Persistence (With an Application to France and Spain) », RSC DP 98/47, Robert Schuman Centre, European University Institute, Firenze.
- Sneessens H., R.Nicolini et F.Shadman-Mehta (1999) « Innovations et chômage en Région wallonne. Aspects économiques », in *Des idées et des hommes*, Editions Academia-Bruylant, Louvain-la-Neuve.
- Van der Linden B. (ed.) (1997) *Chômage. Réduire la fracture*, Bruxelles:De Boeck.